



Universidad de Valladolid

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Trabajo de Fin de Grado

Grado en Economía

FACTORES QUE AFECTAN AL NIVEL DE CONSUMO DE LOS RESIDENTES CHINOS

Presentado por:

NIU JIAXIN

Tutelado por (a cumplimentar voluntariamente):

JESÚS CARLOS CAVERO ÁLVAREZ

Valladolid, 10 de julio de 2020

1 OBJETIVO DE INVESTIGACIÓN2
2 SELECCIÓN VARIABLE Y DATOS ESPECÍFICOS2
3 ESTABLECIMIENTO MODELO4
4 LAS TENDENCIAS DE CRECIMIENTO DEL CONSUMO(con Eviews8).....4	
5 CONTRASTE DE MODELO (usando Eviews 8)6
6 RESUMEN34
7 BIBLIOGRAFÍA35
8 APÉNDICE (datos no utilizados en el estudio)35

1.OBJETIVO DE INVESTIGACIÓN :

El producto interno bruto (PIB) se refiere al valor de todos los productos y servicios finales producidos en la economía de un país o región dentro de un cierto período de tiempo (un trimestre o un año), y a menudo se reconoce como una medida de la situación económica del país. El mejor indicador. Puede reflejar no solo el desempeño económico de un país, sino también la fortaleza y riqueza nacional de un país.

El nivel de consumo se refiere a la suma de varios gastos que los consumidores usan para cubrir sus gastos diarios en un período determinado (como un año). El consumo interno total es uno de los indicadores importantes para medir el PIB. Especialmente en China, el desarrollo de la economía china ha atraído la atención mundial en los últimos años, y el volumen económico total ha seguido aumentando. La principal política económica del gobierno chino es estimular el consumo, aumentando así el PIB.

En China, el papel del consumo en el crecimiento económico es muy importante. Por lo tanto, este documento estudia principalmente los factores que afectan el nivel de consumo per cápita de los residentes chinos (residentes urbanos + residentes rurales).

2. SELECCIÓN VARIABLE Y DATOS ESPECÍFICOS.

Según la teoría del consumo tradicional, el ingreso de los residentes = consumo + ahorro, o, consumo = ahorro de ingresos: $Y = C + S$, (ingreso = consumo + ahorro). Como se puede ver en esta ecuación, existe una relación clara entre ingresos, consumo y ahorro.

La teoría de la función de consumo de Keynes: El consumo total es una función del ingreso total. Esta idea se expresa en forma de una función lineal como: se presentó en su libro "Teoría general del empleo, el interés y la moneda" (1936)

$$C_t = a + b \cdot Y_t$$

Donde C representa el consumo total, Y representa el ingreso total y t representa el período; a y b son parámetros. El parámetro b se llama propensión al consumo marginal, y su valor está entre 0 y 1. Keynes cree que a corto plazo, el ingreso y el consumo están relacionados, es decir, el consumo depende del ingreso, y la relación entre el consumo y el ingreso también es la propensión al consumo. Al mismo tiempo, el consumo aumentará con el aumento de los ingresos, pero el crecimiento del consumo es menor que el crecimiento de los ingresos. Esta teoría se llama la hipótesis del ingreso absoluto.

De acuerdo con la hipótesis del ingreso absoluto, se pueden obtener las siguientes conclusiones:

1. La renta disponible consisten en ahorro y consumo.

2. Tanto la función de consumo como la función de ahorro se pueden expresar como funciones únicas unitarias.
3. La propensión marginal al consumo es generalmente menor que la propensión promedio al consumo, y ambos están decreciente, lo que demuestra que con el aumento del ingreso disponible, la cantidad de ahorro en la renta disponible está aumentando.
4. La tendencia de utilidad marginal es un número positivo que siempre es menor que uno.
5. El consumo espontáneo está muy extendido.

Aunque desde el punto de vista actual, esta teoría tiene grandes defectos, excluyendo el hecho de que los comportamientos de ahorro y consumo de cada persona se ven afectados por otras personas. Afirme que el consumo individual y el ahorro son comportamientos aislados y, por lo tanto, ignore el impacto de los factores sociales en el consumo y el ahorro. rechace el presupuesto intertemporal de los ingresos de todos, ignorando así las expectativas psicológicas de las funciones de ahorro y ciclo de vida. Pero la hipótesis del ingreso absoluto de Keynes ha hecho una contribución significativa a la teoría de la función de consumo, y sigue siendo una teoría económica importante en la economía occidental moderna.

Según esta teoría, elijo las siguientes variables:

1. El nivel de consumo per cápita es el principal objeto estudiado (variable endógena), el nivel de consumo per cápita = Y
2. El ahorro también es uno de los factores importantes que afectan el consumo. En la vida diaria, existe una clara relación positiva entre la tasa de interés de depósito y el ahorro. Cuando la tasa de interés de depósito aumenta, las personas depositan más ingresos disponibles en el banco. Así que uso la tasa de interés de depósito emitida por el Banco Central de China a lo largo de los años como una variable. (X1)
3. Los consumidores tienen que pagar dinero igual al valor de los bienes o servicios al comprar bienes o servicios Como se mencionó en la teoría anterior: el nivel de consumo depende del nivel de ingresos actual de los consumidores. Por lo tanto, la renta disponible per cápita también es una variable importante para medir el nivel de consumo (X2)
4. Finalmente, los cambios en los precios causarán cambios en la demanda y los cambios en los precios también afectarán el consumo de las personas. El índice de precios al consumidor es un indicador macroeconómico que refleja los cambios en los niveles de precios de los bienes y servicios de consumo generalmente adquiridos por los hogares, por lo tanto, en este artículo, tomo el índice de precios al consumidor como una de las variables. (X3)

Todos los datos a continuación son de la Oficina Nacional de Estadísticas de China: (Tabla 2,1)

Tabla 2,1

	A	B	C	D	E
1		Y	X1	X2	X3
2	1989	779	11.34	803.95	118
3	1990	825	8.64	903.89	103.1
4	1991	910	7.56	975.85	103.4
5	1992	1051	7.56	1125.22	106.4
6	1993	1324	10.98	1385.06	114.7
7	1994	1789	10.98	1869.66	124.1
8	1995	2317	10.98	2363.33	117.1
9	1996	2749	7.47	2813.92	108.3
10	1997	2959	5.67	3069.80	102.8
11	1998	3107	3.78	3250.25	99.2
12	1999	3327	2.25	3477.57	98.6
13	2000	3698	2.25	3721.33	100.4
14	2001	3954	2.25	4070.37	100.7
15	2002	4256	1.98	4531.67	99.2
16	2003	4542	1.98	5006.68	101.2
17	2004	5056	2.25	5660.90	103.9
18	2005	5671	2.25	6384.70	101.8
19	2006	6302	2.52	7229.09	101.5
20	2007	7434	4.14	8583.46	104.8
21	2008	8483	2.25	9956.47	105.9
22	2009	9226	2.25	10977.67	99.3
23	2010	10550	2.75	12519.45	103.3
24	2011	12646	3.5	14588.66	105.4
25	2012	14075	3	16662.46	102.6
26	2013	15615	3	18310.76	102.6
27	2014	17271	2.75	20167.12	102
28	2015	18929	1.5	21966.19	101.4
29	2016	20877	1.5	23820.98	102
30	2017	23070	1.5	25973.79	101.6
31	2018	25378	1.5	28228.05	102.1

3. ESTABLECIMIENTO MODELO

Basado en el análisis anterior, tomé el siguiente modelo

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + u_t$$

entre ellos

Y_t : Nivel de consumo

X_{1t} : Tasa de depósito

X_{2t} : Renta disponible per cápita

X_{3t} : Índice de precios al consumidor

u_t : perturbación aleatoria

He usado datos de China durante los últimos 30 años para el análisis. (tabla2,1)

4. RESULTADOS ESTIMADOS Y ANÁLISIS DE LAS TENDENCIAS DE CRECIMIENTO DEL CONSUMO. (con Eviews 8)

Eviews resultados:

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 07/07/20 Time: 14:06

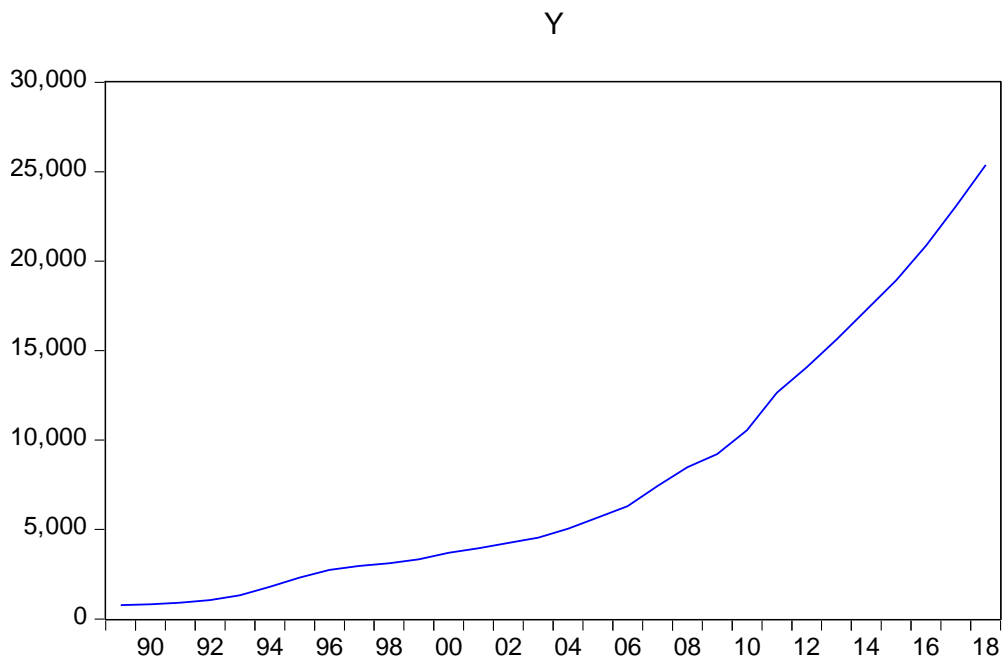
Sample: 1989 2018

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	130.9445	1727.462	0.075802	0.9402
X1	-4.689050	39.03977	-0.120110	0.9053
X2	0.865074	0.008817	98.11356	0.0000
X3	0.302017	18.13651	0.016652	0.9868
R-squared	0.998515	Mean dependent var	7939.000	
Adjusted R-squared	0.998344	S.D. dependent var	7238.428	
S.E. of regression	294.5977	Akaike info criterion	14.33266	
Sum squared resid	2256483.	Schwarz criterion	14.51949	
Log likelihood	-210.9900	Hannan-Quinn criter.	14.39243	
F-statistic	5827.217	Durbin-Watson stat	0.326990	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Análisis de tendencias de consumo:

tabla 4,1 (De Eviews)



Como puede ver en el cuadro anterior (tabla 4,1), el nivel de consumo ha aumentado, pero se puede ver que el aumento ha disminuido durante el período 08-12. Esto se debe al impacto de la crisis subprime de los Estados Unidos de 2008 (crisis económica). En términos generales, el nivel de consumo per cápita de los residentes chinos ha seguido aumentando en los últimos 30 años, y el aumento es cada vez mayor (función convexa).

5. CONTRASTE DE MODELO (usando Eviews 8)

5,1 Grados de ajuste

Cuanto más cercano sea el valor de R^2 a 1, mejor será el ajuste, y cuanto más cercano a 0, peor será el ajuste. En mi modelo:

$$R^2=0.998515, \quad \bar{R}^2=0.998344.$$

Por lo tanto, el grado de ajuste del modelo es mejor.

5,2 Contraste de significancia (t):

Hipótesis nula : $H_0 : \beta_i=0$.

Hipótesis alternativa : $H_1 : \beta_i \neq 0$

$$\beta_j/S_{\beta_j} \rightarrow t_{N-K-1}$$

Consulte la tabla de distribución t para saber que el valor crítico es 1.706 (Nivel de significancia $\alpha = 0.05$, $N-K-1 = 30-3-1 = 26$).

(1) Para X1, el estadístico $t = -0.120110$ es menor que el valor crítico (1.706), Aceptar la hipótesis nula: $H_0:\beta_i=0$, La variable X1 no es significativa.

(2) Para X2, el estadístico $t = 98.11356$ es mayor que el valor crítico (1.706), Rechazar la hipótesis nula $H_0:\beta_i=0$. Aceptar la hipótesis alternativa $H_1:\beta_i \neq 0$, Por lo tanto, X2 es significativo.

(3) Para X3, el estadístico $t = 0.016652$ es menor que el valor crítico (1.706), Aceptar la hipótesis nula: $H_0:\beta_i=0$, La variable X3 no es significativa.

Desde la perspectiva del valor P:

valor P de X1 = 0.9053, mayor que 0.05 (nivel de significancia α), Aceptar la hipótesis nula: $H_0:\beta_i=0$

Valor P de X2 = 0, menor que 0.05 (nivel de significancia α), rechaza la hipótesis nula: $H_0:\beta_i=0$, Acepte la hipótesis alternativa: $H_1:\beta_i \neq 0$

El valor P de X3 = 0.9868, mayor que 0.05 (nivel de significancia α), acepta la hipótesis nula: $H_0:\beta_i=0$

El resultado de la prueba t es que x1 y x3 no son significativas, solo x2 es significativo.

5,3 Contraste de significancia (F) :

Hipótesis nula : $H_0 : (\beta_1, \beta_2, \beta_3) = (0,0,0,)$

Hipótesis alternativa : $H_1 : (\beta_1, \beta_2, \beta_3) \neq (0,0,0,)$

$$\text{Estadísticas de prueba : } SCE/(S^2*K) \rightarrow F (K,N-K-1)$$

$$ó : \{R^2 * (N-K-1)\} / \{(1-R^2) * K\} \rightarrow F (K, N-K-1)$$

entre ellos, $K=3$. $N-K-1=30-3-1=26$

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5827.217	(3, 26)	0.0000
Chi-square	17481.65	3	0.0000

Null Hypothesis: $C(2)=0, C(3)=0, C(4)=0$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	-4.689050	39.03977
C(3)	0.865074	0.008817
C(4)	0.302017	18.13651

Restrictions are linear in coefficients.

Mirando la tabla de distribución F, el valor crítico es 2.9752

Se puede ver en la tabla anterior que el valor del estadístico $F = 5827.217$ es mayor que el valor crítico, por lo que se rechaza la hipótesis nula: $H_0 : (\beta_1, \beta_2, \beta_3) = (0,0,0,)$. Aceptar la hipótesis alternativa: $H_1 : (\beta_1, \beta_2, \beta_3) \neq (0,0,0,)$

Resultado del valor $P = 0 < 0,05$ (nivel de significancia $\alpha = 0.05$).

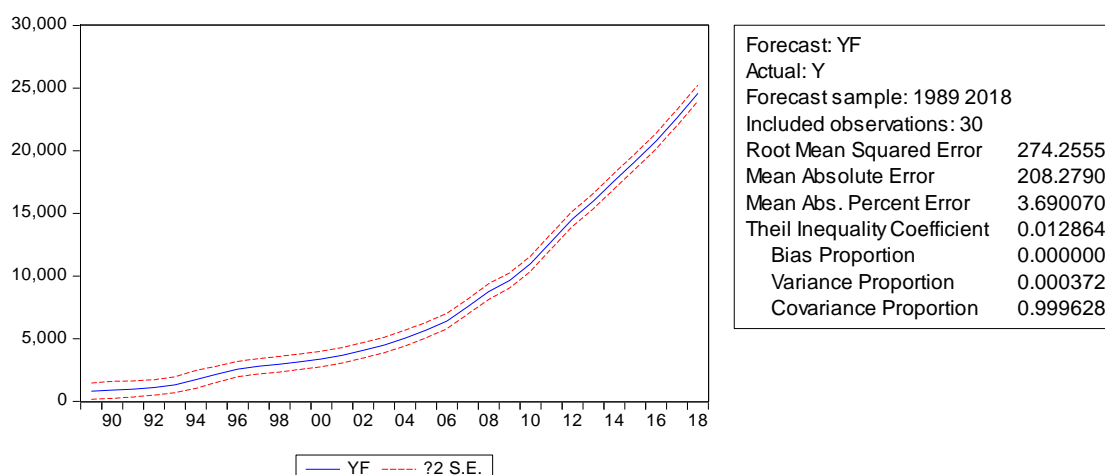
Por lo tanto, rechace la hipótesis nula: $H_0 : (\beta_1, \beta_2, \beta_3) = (0,0,0,)$, Aceptar la hipótesis alternative: $H_1 : (\beta_1, \beta_2, \beta_3) \neq (0,0,0,)$.

En otras palabras, x_1, x_2 y x_3 son significativas como variables explicativas al mismo tiempo, y su conjunto tiene un efecto significativo sobre Y (nivel de consumo).

5,4 Análisis de la capacidad de predicción del modelo :

La siguiente tabla se puede obtener a través de Eviews (tabla 5,1)

Tabla 5,1 (De Eviews)



Forecast: YF	
Actual: Y	
Forecast sample: 1989 2018	
Included observations: 30	
Root Mean Squared Error	274.2555
Mean Absolute Error	208.2790
Mean Abs. Percent Error	3.690070
Theil Inequality Coefficient	0.012864
Bias Proportion	0.000000
Variance Proportion	0.000372
Covariance Proportion	0.999628

El valor de la U de Theil, Cuanto más cerca de 0, mejor será la capacidad de predicción.

De la tabla anterior podemos ver: La U de Theil=0,0129, Esto significa que la capacidad de predicción del modelo es buena.

5,5 Contraste Reset de Ramsey:

$$Y = X\beta + Z\gamma + u$$

$$Z = (\hat{Y}^2, \hat{Y}^3, \hat{Y}^4, \dots), \text{ Se suele incluir sólo } \hat{Y}^2.$$

hipótesis nulo : H_0 : linealidad , $\gamma=0$

hipótesis alternativa : H_1 : No linealidad, $\gamma \neq 0$

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: Y C X1 X2 X3

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	9.550532	25	0.0000
F-statistic	91.21267	(1, 25)	0.0000
Likelihood ratio	46.09638	1	0.0000

De los resultados, el valor $P = 0$ es menor que 0,05 (nivel de significancia $\alpha = 0,05$) debe rechazar la hipótesis nula : H_0 : linealidad , $\gamma=0$. Aceptar la hipótesis alternativa : H_1 : No linealidad, $\gamma \neq 0$

En otras palabras, hay algunos problemas en la forma de la función.

Solución: hay varios errores en la configuración del formulario de función, Solo podemos encontrar la forma de función más adecuada a través de prueba continuos.

5,6 Prueba de estabilidad estructural de Chow:

hipótesis nula : $H_0 : (\beta_1^1, \beta_2^1, \beta_3^1) = (\beta_1^2, \beta_2^2, \beta_3^2)$, estructura estable
 hipótesis alternativa : $H_1 : (\beta_1^1, \beta_2^1, \beta_3^1) \neq (\beta_1^2, \beta_2^2, \beta_3^2)$, Inestabilidad estructural

Estadísticas de prueba :

$$F = \frac{(e_1'e_1 + e_2'e_2) * (N_1 + N_2 - 2K - 2)}{(e_1'e_1 + e_2'e_2) * (K + 1)} \rightarrow F(K+1, N_1 + N_2 - 2K - 2)$$

Divida el modelo en dos partes, la primera parte tiene un total de muestras de N_1 y la segunda parte tiene un total de muestras de N_2 , $N_1 + N_2 = N$. Donde e es el residuo del modelo original. e_1 es la primera parte del residuo, y e_2 es la segunda parte del residuo. $K = 3$, $N = 30$.

Tomando 2000 como límite, se pueden obtener los siguientes resultados:

Chow Breakpoint Test: 2000

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 1989 2018

F-statistic	2.822983	Prob. F(4,22)	0.0496
Log likelihood ratio	12.42818	Prob. Chi-Square(4)	0.0144
Wald Statistic	11.29193	Prob. Chi-Square(4)	0.0235

Mirando la tabla de distribución F, puede encontrar que el valor crítico = 2.8167. En la tabla, puede ver que el valor del estadístico F es 2.822983 mayor que el valor crítico (el valor P es igual a 0.0496 menor que 0.05, $\alpha = 0.05$). Entonces rechaza la hipótesis nula : $H_0 : (\beta_1^1, \beta_2^1, \beta_3^1) = (\beta_1^2, \beta_2^2, \beta_3^2)$, Aceptar la hipótesis alternativa $H_1 : (\beta_1^1, \beta_2^1, \beta_3^1) \neq (\beta_1^2, \beta_2^2, \beta_3^2)$, En otras palabras, si se usa 2000 como límite, el modelo es inestable.

La razón de la inestabilidad del modelo es que la tasa de crecimiento del consumo de los residentes chinos en los últimos 20 años (2000-2018) es más rápida que en 1989-1999. Esto se debe a las reformas de las políticas nacionales, la mayoría de las políticas adoptadas por el gobierno son para estimular el consumo. (Para aumentar el PIB a través del consumo).

5,7 Test de Normalidad de Jarque-Bera:

$$g_1 = \frac{\sum e_i^3 / N}{(\sum e_i^2 / N)^{1.5}}$$

$$g_2 = \frac{\sum e_i^4 / N}{(\sum e_i^2 / N)^2}$$

$$d_{JB} = \{(N-K-1)/6\} * \{g_1^2 + (g_2-3)^2/4\} \rightarrow \chi^2(2) \text{ , grado de libertad} = 2$$

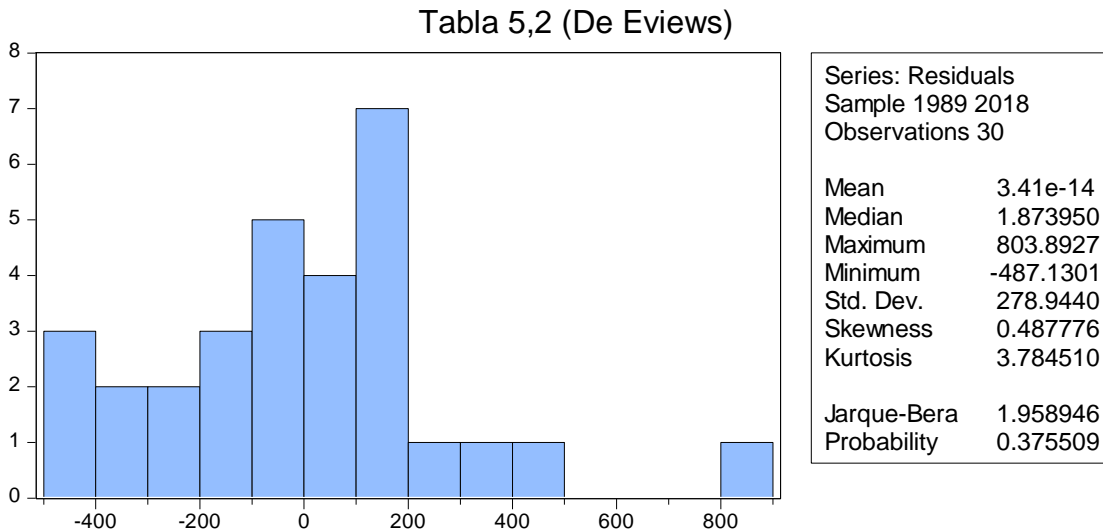
hipótesis nulo : H_0 : Normalidad
normales.

Las perturbaciones aleatorias son

hipótesis alternativa : H_1 : No normalidad
son normales.

Las perturbaciones aleatorias no

Según Eviews, puede obtener el siguiente cuadro:



Mirando la tabla de distribución χ^2 , el valor crítico es 5.99. La tabla anterior (tabla 5,2) muestra que $d_{JB}=1.958946$ es menor que 5.99 (el valor P igual a 0.375509 es mayor que 0.05, nivel de significancia $\alpha = 0.05$). Entonces acepta la hipótesis nula H_0 : Normalidad. (El valor P es igual a 0.375509 mayor que 0.05, nivel de significancia $\alpha = 0.05$), es decir, la perturbación aleatoria es normal.

5,8 Prueba de multicolinealidad:

5,8,1 Matriz de correlación entre las variables:

	Y	X1	X2	X3
Y	1.000000	-0.597784	0.999256	-0.343848
X1	-0.597784	1.000000	-0.597008	0.845314
X2	0.999256	-0.597008	1.000000	-0.342951
X3	-0.343848	0.845314	-0.342951	1.000000

Las correlaciones son bajas , salvo la existente entre Y y X2 con un coeficiente 0.999256.y entre X1 y x3 con un coeficiente 0.845314

5,8,2 Coeficiente de correlación múltiple :

Dependent Variable: X1
Method: Least Squares
Date: 07/07/20 Time: 21:17
Sample: 1989 2018
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X2	-0.000138	3.44E-05	-4.020246	0.0004
X3	0.394895	0.047093	8.385507	0.0000
C	-35.64149	5.046589	-7.062492	0.0000
R-squared	0.821442	Mean dependent var	4.411000	
Adjusted R-squared	0.808215	S.D. dependent var	3.316144	
S.E. of regression	1.452246	Akaike info criterion	3.678739	
Sum squared resid	56.94351	Schwarz criterion	3.818859	
Log likelihood	-52.18109	Hannan-Quinn criter.	3.723565	
F-statistic	62.10564	Durbin-Watson stat	0.946701	
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$R^2_{X1:X2,X3}=0.821442$$

Dependent Variable: X2
Method: Least Squares
Date: 07/07/20 Time: 21:19
Sample: 1989 2018
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	-2709.460	673.9539	-4.020246	0.0004
X3	776.0673	366.6097	2.116876	0.0436
C	-60196.41	35881.48	-1.677646	0.1050
R-squared	0.448029	Mean dependent var	9013.277	
Adjusted R-squared	0.407142	S.D. dependent var	8351.180	
S.E. of regression	6430.180	Akaike info criterion	20.47003	
Sum squared resid	1.12E+09	Schwarz criterion	20.61015	
Log likelihood	-304.0505	Hannan-Quinn criter.	20.51486	
F-statistic	10.95781	Durbin-Watson stat	0.233041	
Prob(F-statistic)	0.000328			

$$R^2_{X2:X1,X3}=0.448029$$

Dependent Variable: X3
Method: Least Squares
Date: 07/07/20 Time: 21:20
Sample: 1989 2018
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	1.829739	0.218203	8.385507	0.0000
X2	0.000183	8.66E-05	2.116876	0.0436

C	94.85583	1.661182	57.10142	0.0000
R-squared	0.755187	Mean dependent var	104.5800	
Adjusted R-squared	0.737053	S.D. dependent var	6.096206	
S.E. of regression	3.126035	Akaike info criterion	5.212047	
Sum squared resid	263.8465	Schwarz criterion	5.352167	
Log likelihood	-75.18071	Hannan-Quinn criter.	5.256873	
F-statistic	41.64417	Durbin-Watson stat	1.398956	
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$R^2_{X3:X1,X2}=0.755187$$

5,8,3 Coeficiente de correlación parcial :

	E1	E2	E3
E1	1.000000	0.611927	-0.850033
E2	0.611927	1.000000	-0.377285
E3	-0.850033	-0.377285	1.000000

5,8,4 Factor de inflación de la varianza (FIV):

Variance Inflation Factors
Date: 07/07/20 Time: 21:32
Sample: 1989 2018
Included observations: 30

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	2984124.	1031.524	NA
X1	1524.103	15.85106	5.600418
X2	7.77E-05	3.994805	1.811689
X3	328.9329	1247.646	4.084753

$$FIV_{x1}=5.600418$$

$$FIV_{x2}=1.811689$$

$$FIV_{x3}=4.084753$$

Según los resultados de FIV, FIV es relativamente pequeño. La mayor FIV es que $FIV_{x1}=5.600418$, la mayor es sólo 5.600418 veces la que tendría en caso de ortogonalidad. así que no hubiera multicolinealidad. (No hay multicolinealidad en el modelo).

5,8,5 Solución multicolinealidad:

(1) Aumentar el tamaño de la muestra .Esta podría ser una solución siempre que la multicolinealidad fuera un problema muestral.

(2) Eliminación de variables : Eliminar aquella o aquellas variables colineales. El inconveniente de este método es que podríamos caer en graves problemas de errores de especificación por omisión.

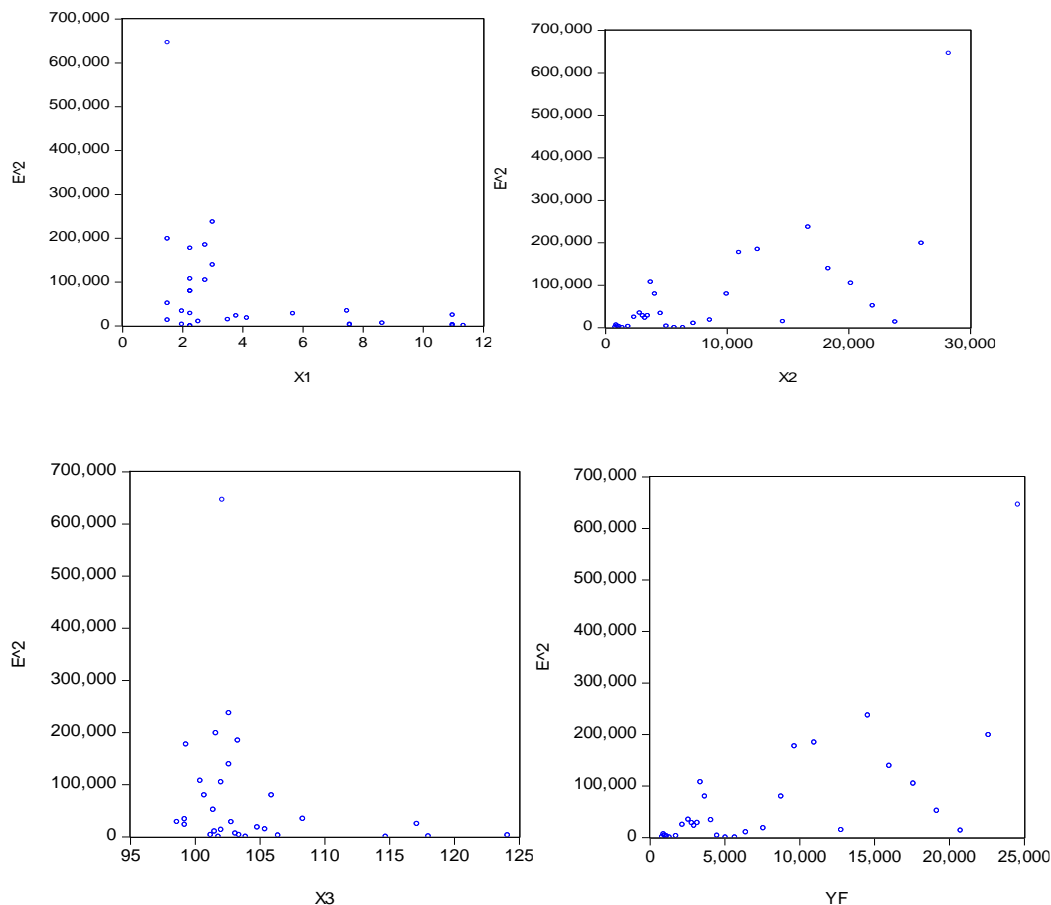
(3) Utilización de información a priori : Consiste en incorporar al modelo algún tipo de información estableciendo restricciones sobre los parámetros del modelo

(4) transformación de variables.

5,9 Contraste de heterocedasticidad:

Se puede ver en la siguiente figura de nube de puntos (tabla 5,3 .Eviews), porque la nube de puntos no está distribuida uniformemente, Por lo tanto, se puede juzgar preliminarmente que el modelo tiene heterocedasticidad. El método de juicio específico, yo uso contraste de White

Tabla 5,3 (De Eviews)



5.9.1 contraste de White:

Hipótesis nula : H_0 : Homoscedasticidad

Hipótesis alternativa : H_1 : Heteroscedasticidad

Estadísticas de prueba : $N \cdot R^2_{aux} \rightarrow X^2 (K)_{aux}$
 Hay tres variables (X1, X2, X3) en el modelo, por lo que $K = 9$

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.684484	Prob. F(9,20)	0.0316
Obs*R-squared	16.41315	Prob. Chi-Square(9)	0.0587
Scaled explained SS	17.16386	Prob. Chi-Square(9)	0.0462

Consulte la tabla de distribución X^2 , se puede ver que cuando el grado de libertad es igual a 9 y el nivel de significancia α es igual a 0.05, el valor crítico es igual a 16.9189. Como puede ver en la tabla de arriba $N \cdot R^2_{aux} = 16.41315$ menor que el valor crítico (valor $P = 0.0587$ mayor que el nivel de significancia, $\alpha = 0.05$), así que acepte la hipótesis nula H_0 : Homoscedasticidad. En otras palabras, no hay heterocedasticidad en el modelo.

Pero cuando el nivel de significancia $\alpha = 0.1$, el valor P es menor que α , rechazando la hipótesis nula H_0 : Homoscedasticidad, Aceptar la hipótesis alternativa : H_1 : Heteroscedasticidad. En este momento, hay heterocedasticidad en el modelo.

5.9.2 Contraste de Bresch-Pagan y Glejser:

Selección de hipótesis alternativa normalmente:

$$\text{Var}(\epsilon) = \sigma^2 \cdot X_i^2, \quad \text{Var}(\epsilon) = \sigma^2 \cdot |X_i|, \quad \text{Var}(\epsilon) = \sigma^2 \cdot \hat{Y}_i^2.$$

Aquí elegí la primera forma, es decir: $\text{Var}(\epsilon) = \sigma^2 \cdot X_i^2$

Hipótesis nula : $H_0 : \text{Var}(\epsilon) = \sigma^2$

Hipótesis alternativa : $H_1 : \text{Var}(\epsilon) = \sigma^2 \cdot X_1^2$

Las estadísticas de la prueba son las mismas que la prueba White

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.236868	Prob. F(1,28)	0.0828
Obs*R-squared	3.108700	Prob. Chi-Square(1)	0.0779
Scaled explained SS	3.250886	Prob. Chi-Square(1)	0.0714

Valor de $P = 0.0779$ mayor que 0.05 (nivel de significancia, α), acepte la hipótesis nula $H_0 : \text{Var}(\epsilon) = \sigma^2$

Hipótesis nula : $H_0 : \text{Var}(\epsilon) = \sigma^2$

Hipótesis alternativa : $H_1 : \text{Var}(\epsilon) = \sigma^2 \cdot X_2^2$

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	25.38713	Prob. F(1,28)	0.0000
Obs*R-squared	14.26587	Prob. Chi-Square(1)	0.0002
Scaled explained SS	14.91836	Prob. Chi-Square(1)	0.0001

Valor de p = 0.0002 menor que 0.05 (nivel de significancia, α), aceptar hipótesis alternativa $H_1 : \text{Var}(\epsilon)=\sigma^2 \cdot X_2^2$

Hipótesis nula : $H_0 : \text{Var}(\epsilon)=\sigma^2$

Hipótesis alternativa : $H_1 : \text{Var}(\epsilon)=\sigma^2 \cdot X_3^2$

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.616077	Prob. F(1,28)	0.2141
Obs*R-squared	1.637027	Prob. Chi-Square(1)	0.2007
Scaled explained SS	1.711901	Prob. Chi-Square(1)	0.1907

Valor de p = 0.2007 mayor que 0.05 (nivel de significancia, α), acepte la hipótesis nula $H_0 : \text{Var}(\epsilon)=\sigma^2$

5.9.3 Método para eliminar la heterocedasticidad.

De los resultados anteriores podemos obtener $\text{Var}(\epsilon)=\sigma^2 \cdot X_2^2$, De acuerdo con esta ecuación podemos eliminar la heterocedasticidad.

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 07/08/20 Time: 12:40

Sample: 1989 2018

Included observations: 30

Weighting series: X_2^2

Weight type: Variance (average scaling)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-914.0334	332.2444	-2.751088	0.0107
X1	-49.89557	14.19788	-3.514297	0.0016
X2	0.853721	0.013067	65.33634	0.0000
X3	13.50607	4.058805	3.327599	0.0026

Weighted Statistics

R-squared	0.997374	Mean dependent var	1976.593
Adjusted R-squared	0.997071	S.D. dependent var	106.9576
S.E. of regression	77.67629	Akaike info criterion	11.66654
Sum squared resid	156873.8	Schwarz criterion	11.85337

Log likelihood	-170.9981	Hannan-Quinn criter.	11.72631
F-statistic	3291.358	Durbin-Watson stat	0.820054
Prob(F-statistic)	0.000000	Weighted mean dep.	1388.119

Unweighted Statistics

R-squared	0.998381	Mean dependent var	7939.000
Adjusted R-squared	0.998194	S.D. dependent var	7238.428
S.E. of regression	307.5865	Sum squared resid	2459846.
Durbin-Watson stat	0.337742		

La realización de la prueba de White , obtene los siguientes resultados:

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.901800	Prob. F(9,20)	0.1109
Obs*R-squared	13.83455	Prob. Chi-Square(9)	0.1283
Scaled explained SS	6.518222	Prob. Chi-Square(9)	0.6871

Se puede ver que después de eliminar la heterocedasticidad, $N \cdot R^2_{aux} = 13.83455$, El valor P es igual a 0.1283 mayor que 0.1 (esta vez asume el nivel de significancia $\alpha = 0.1$), por lo que la hipótesis nulo puede ser aceptada H_0 : Homoscedasticidad. Es decir, se elimina la heterocedasticidad.

5,10 Prueba de autocorrelación:

Tabla 5,4 (De Eviews)

E

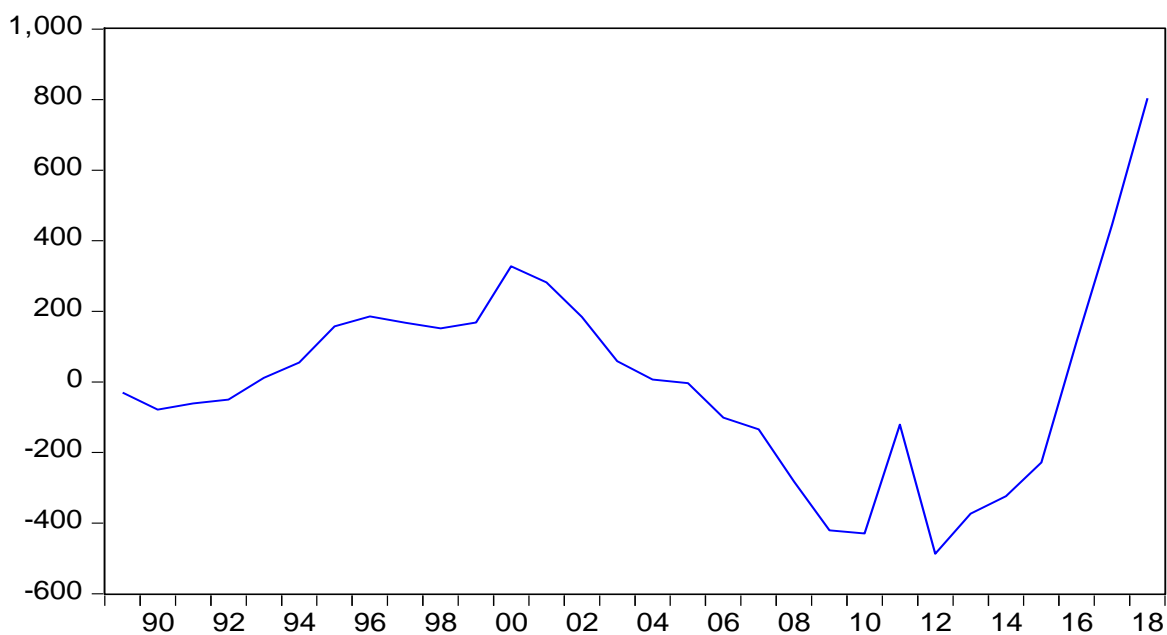
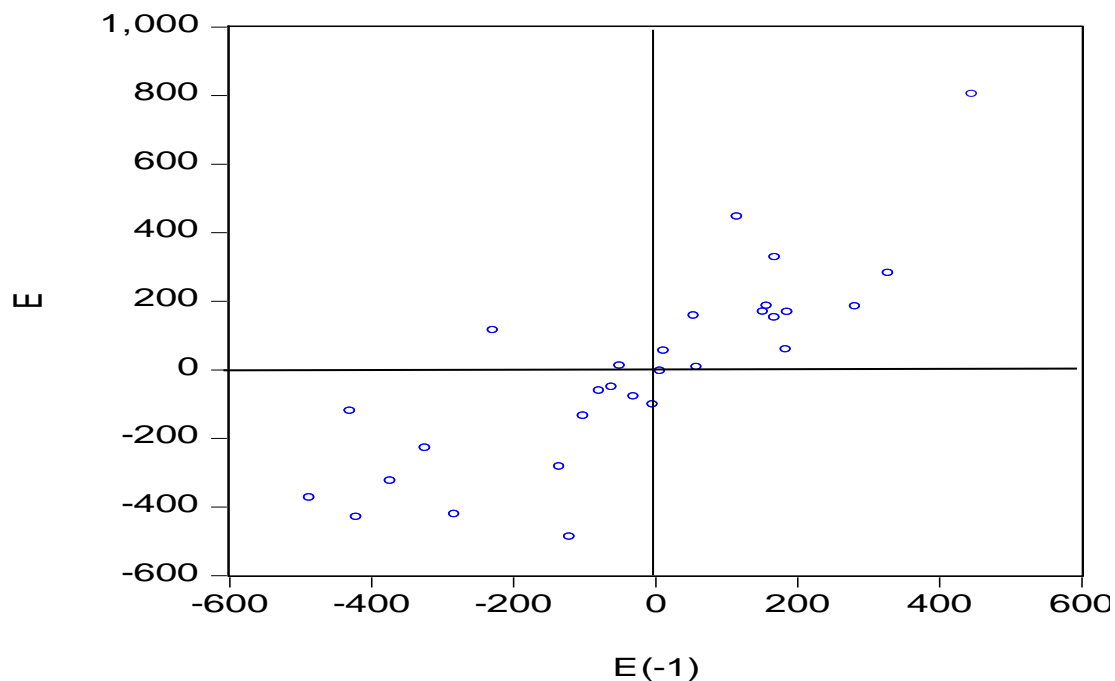


Tabla 5,5 (De Eviews)



Se puede observar en la primera imagen (tabla 5,4) que, en general, Con el tiempo, los residuos se vuelven cada vez más grandes. Se puede ver en la segunda imagen (tabla 5,5) que la mayoría de las nubes de puntos se concentran en el primer y tercer cuadrantes. El juicio preliminar es que hay autocorrelación.

5,10,1 Contraste de Durbin-Watson (DW) :

Hipótesis nula : $H_0 : \rho=0$, Sin autocorrelación

Hipótesis alternativa : $H_1 : \rho>0$ ó $\rho<0$. Autocorrelación

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 07/08/20 Time: 14:26

Sample: 1989 2018

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	130.9445	1727.462	0.075802	0.9402
X1	-4.689050	39.03977	-0.120110	0.9053
X2	0.865074	0.008817	98.11356	0.0000
X3	0.302017	18.13651	0.016652	0.9868

R-squared	0.998515	Mean dependent var	7939.000
Adjusted R-squared	0.998344	S.D. dependent var	7238.428

S.E. of regression	294.5977	Akaike info criterion	14.33266
Sum squared resid	2256483.	Schwarz criterion	14.51949
Log likelihood	-210.9900	Hannan-Quinn criter.	14.39243
F-statistic	5827.217	Durbin-Watson stat	0.326990
Prob(F-statistic)	0.000000		

De la tabla anterior, puede obtener las estadísticas de prueba $d = 0.326990$.

$K = 3, N = 30$, consulte la tabla de distribución D-W : $d_l=1.214, d_u=1.650$

$0 < d = 0.326990 < d_l = 1.214$, Según la prueba D-W, se puede determinar que d cae en la zona de autocorrelación positiva

Entonces rechace la hipótesis original y acepte la hipótesis alternativa. Es decir: hay autocorrelación en el modelo.

5,10,2 Contraste de Breusch y Godfrey (LM) :

Elija 2 grados de libertad para la prueba (es decir, $m = 2$.)

Hipótesis nula : H_0 : Sin autocorrelación, ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)

Hipótesis alternativa : H_1 : AR(2) ó MA (2) Autocorrelación

Estadísticas de prueba : $LM = N \cdot R_{aux}^2 \rightarrow X^2 (2)$

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	50.48932	Prob. F(2,24)	0.0000
Obs*R-squared	24.23902	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

$N \cdot R_{aux}^2 = 24.23902$ mayor que valor crítico = 5,99 (distribución X^2 , grado de libertad 2, nivel de significancia $\alpha = 0.05$), valor $P = 0$ menor que $\alpha = 0.05$.

Entonces rechace la hipótesis original H_0 : no hay autocorrelación ($\rho_1 = \rho_2 = 0$), acepta la hipótesis alternativa: H_1 : AR (2) o MA (2).

AR(2) modelo : (Eviews 8)

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 07/08/20 Time: 14:40

Sample (adjusted): 1991 2018

Included observations: 28 after adjustments

Convergence achieved after 27 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-394.5153	825.1786	-0.478097	0.6373
X1	-8.044045	29.85549	-0.269433	0.7901
X2	0.711243	0.128059	5.554020	0.0000

X3	7.166927	8.666167	0.827001	0.4171
AR(1)	1.054524	0.228631	4.612340	0.0001
AR(2)	0.124163	0.295948	0.419542	0.6789
R-squared	0.999650	Mean dependent var	8448.786	
Adjusted R-squared	0.999571	S.D. dependent var	7227.261	
S.E. of regression	149.7108	Akaike info criterion	13.04270	
Sum squared resid	493092.9	Schwarz criterion	13.32817	
Log likelihood	-176.5978	Hannan-Quinn criter.	13.12997	
F-statistic	12580.08	Durbin-Watson stat	2.003527	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	1.16	-.11		
Estimated AR process is nonstationary				

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.077899	Prob. F(2,20)	0.9253
Obs*R-squared	0.216431	Prob. Chi-Square(2)	0.8974

Los resultados de la prueba LM muestran que el valor $P = 0.8974$ es mayor que $\alpha = 0.05$, acepte la hipótesis nula H_0 : Sin autocorrelación , ($\rho_1=\rho_2=0$) . Es decir, no hay autocorrelación en el modelo AR (2).

MA (2) modelo : (Eviews 8)

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 07/08/20 Time: 14:40
Sample: 1989 2018
Included observations: 30
Convergence achieved after 24 iterations
MA Backcast: 1987 1988

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1215.298	990.9655	-1.226378	0.2320
X1	-12.75762	32.14314	-0.396900	0.6949
X2	0.872628	0.011419	76.42194	0.0000
X3	13.03139	10.04279	1.297587	0.2068
MA(1)	0.941370	0.160992	5.847308	0.0000
MA(2)	0.717052	0.157820	4.543491	0.0001
R-squared	0.999491	Mean dependent var	7939.000	
Adjusted R-squared	0.999385	S.D. dependent var	7238.428	
S.E. of regression	179.4792	Akaike info criterion	13.39485	
Sum squared resid	773107.1	Schwarz criterion	13.67509	

Log likelihood	-194.9228	Hannan-Quinn criter.	13.48450
F-statistic	9429.032	Durbin-Watson stat	1.570617
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted MA Roots	-.47-.70i	-.47+.70i
-------------------	-----------	-----------

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.866775	Prob. F(2,22)	0.0178
Obs*R-squared	9.201192	Prob. Chi-Square(2)	0.0100

Los resultados de la prueba LM muestran que el valor $P = 0.01$ es menor que $\alpha = 0.05$, y se acepta la hipótesis alternativa, es decir, todavía hay autocorrelación en el modelo MA (2).

Entonces elija el modelo AR (2).

5,10,3 Eliminación de autocorrelación de perturbaciones

Basado en el análisis anterior, uso el modelo AR (1) para construir una ecuación perturbación aleatoria, es decir : $\varepsilon_t = \phi_1 \varepsilon_{t-1} + u_t$. (u_t : ruido blanco)

Se obtienen los siguientes resultados:

Dependent Variable: E
Method: Least Squares
Date: 07/16/20 Time: 12:58
Sample (adjusted): 1990 2018
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
E(-1)	0.971278	0.127811	7.599338	0.0000
R-squared	0.673465	Mean dependent var	1.030523	
Adjusted R-squared	0.673465	S.D. dependent var	283.8233	
S.E. of regression	162.1859	Akaike info criterion	13.04924	
Sum squared resid	736519.7	Schwarz criterion	13.09639	
Log likelihood	-188.2140	Hannan-Quinn criter.	13.06400	
Durbin-Watson stat	1.313169			

$$E_t = 0.971278 * E_{t-1} + u_t .$$

por lo tanto :
valor estimado de $\phi_1 = 0.971278$

Ecuación de transformación :

$$(Y_t - 0.971278 * Y_{t-1}) = \beta_0 * (1 - 0.971278) + \beta_1 * (X1_t - 0.971278 * X1_{t-1}) + \beta_2 * (X2_t - 0.971278 * X2_{t-1}) + \beta_3 * (X3_t - 0.971278 * X3_{t-1}) + u_t$$

Dependent Variable: Y-0.971278*Y(-1)

Method: Least Squares

Date: 07/16/20 Time: 12:55

Sample (adjusted): 1990 2018

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-45.16092	53.43847	-0.845101	0.4061
X1-0.971278*X1(-1)	1.261520	31.88889	0.039560	0.9688
X2-0.971278*X2(-1)	0.924289	0.031144	29.67766	0.0000
X3-0.971278*X3(-1)	3.526507	8.482841	0.415722	0.6812
R-squared	0.973184	Mean dependent var	1058.994	
Adjusted R-squared	0.969966	S.D. dependent var	895.6375	
S.E. of regression	155.2158	Akaike info criterion	13.05495	
Sum squared resid	602298.5	Schwarz criterion	13.24354	
Log likelihood	-185.2968	Hannan-Quinn criter.	13.11402	
F-statistic	302.4299	Durbin-Watson stat	1.503839	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Realiza contraste de LM:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.072313	Prob. F(2,23)	0.1488
Obs*R-squared	4.427916	Prob. Chi-Square(2)	0.1093

Los resultados de la prueba LM muestran que el valor P = 0.1093 es mayor que $\alpha = 0.05$, acepta la hipótesis nula, es decir, al transformar la ecuación, se elimina la autocorrelación entre las perturbaciones.

Además, cuando hay un fenómeno de autocorrelación en el modelo, las variables endógenas que se retrasan un período pueden agregarse como variables explicativas para eliminar la autocorrelación entre las perturbaciones.

Agregar la variable Y (-1) también puede explicarse como regresor para recoger costumbres de consumo anterior. En la mayoría de los casos ,los consumidores son habituales cuando consumen (por ejemplo: una determinada marca de ropa, un cierto sabor de chocolate, comida en un cierto restaurante, etc.,cuando los consumidores tienen preferencia por un objeto, consumen regularmente), por lo tanto, las costumbres de consumo (Y (-1)) también se pueden usar como variables explicativas

En mi modelo, agregando Y (-1) como una variable explicativa al modelo, podemos obtener:

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 07/15/20 Time: 19:10
 Sample (adjusted): 1990 2018
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1976.229	935.4764	-2.112537	0.0452
Y(-1)	0.680307	0.079223	8.587240	0.0000
X1	-17.39817	20.24171	-0.859521	0.3986
X2	0.332832	0.062148	5.355493	0.0000
X3	20.63757	9.746735	2.117383	0.0448
R-squared	0.999622	Mean dependent var	8185.897	
Adjusted R-squared	0.999559	S.D. dependent var	7236.853	
S.E. of regression	151.9043	Akaike info criterion	13.03996	
Sum squared resid	553797.7	Schwarz criterion	13.27570	
Log likelihood	-184.0795	Hannan-Quinn criter.	13.11379	
F-statistic	15881.58	Durbin-Watson stat	1.791570	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Realiza contraste de LM:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.102554	Prob. F(2,22)	0.1460
Obs*R-squared	4.653602	Prob. Chi-Square(2)	0.0976

Los resultados muestran que el valor $P = 0.0976$ es mayor que $\alpha = 0.05$, aceptando la hipótesis nula, es decir, no hay autocorrelación en este modelo.

5,10,4 No estacionaria series de tiempo.

Aunque el modelo AR (2) resuelve el problema de la autocorrelación de perturbación aleatoria, Pero debido a que el tema de mi investigación es el nivel de consumo(tabla 5,6), Con el tiempo, hay una clara tendencia al alza en los

niveles de consumo, Lo más probabilidad es que se trate de una serie temporal de no estacionaria.

Tabla 5,6 (De Eviews)

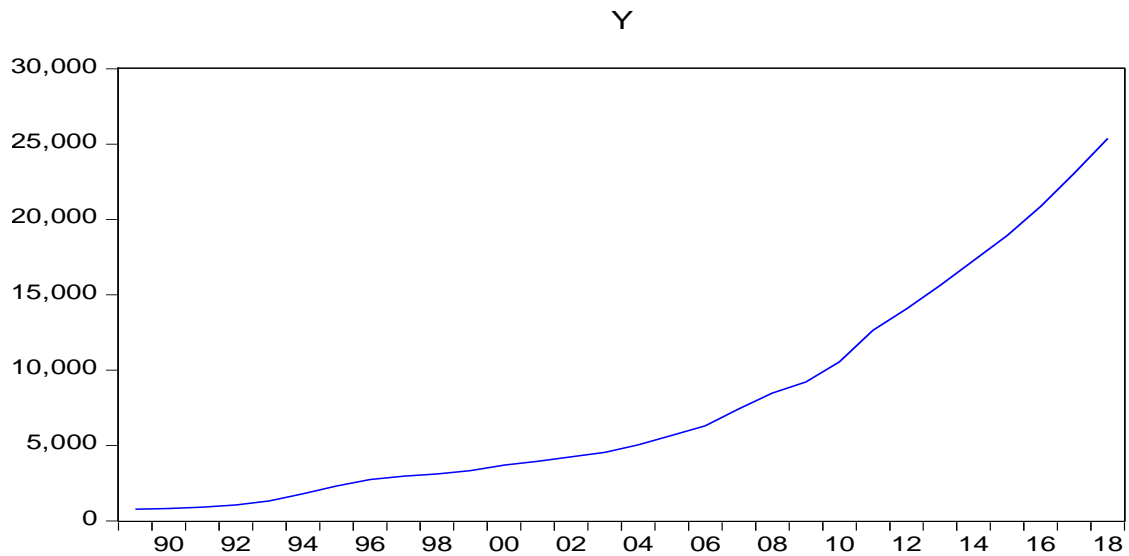


Tabla 5,7 (De Eviews)

Date: 07/08/20 Time: 17:27
Sample: 1989 2018
Included observations: 30

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.871	0.871	0.871	0.871	0.871	25.140	0.000
2	0.749	-0.044	-0.044	0.749	-0.044	44.369	0.000
3	0.633	-0.040	-0.040	0.633	-0.040	58.633	0.000
4	0.524	-0.045	-0.045	0.524	-0.045	68.760	0.000
5	0.419	-0.052	-0.052	0.419	-0.052	75.486	0.000
6	0.320	-0.044	-0.044	0.320	-0.044	79.588	0.000
7	0.229	-0.043	-0.043	0.229	-0.043	81.776	0.000
8	0.144	-0.045	-0.045	0.144	-0.045	82.685	0.000
9	0.076	-0.007	-0.007	0.076	-0.007	82.946	0.000
10	0.015	-0.032	-0.032	0.015	-0.032	82.957	0.000
11	-0.044	-0.054	-0.054	-0.044	-0.054	83.055	0.000
12	-0.096	-0.036	-0.036	-0.096	-0.036	83.545	0.000
13	-0.139	-0.027	-0.027	-0.139	-0.027	84.632	0.000
14	-0.178	-0.044	-0.044	-0.178	-0.044	86.526	0.000
15	-0.212	-0.042	-0.042	-0.212	-0.042	89.412	0.000
16	-0.243	-0.042	-0.042	-0.243	-0.042	93.447	0.000

5,10,5 Contraste de Dickey-Fuller (D-F) :

Hipótesis nula : H_0 : proceso no estacionario I(1)

Hipótesis alternativa : H_1 : proceso estacionario I(0)

Como se puede ver en la figura anterior (tabla 5,6), el nivel de consumo tiene una tendencia clara, por lo que parece un proceso no estacionario. Ahora lo verifico por contraste de D-F.

Null Hypothesis: Y has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	14.24882	1.0000
Test critical values: 1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

Resultado: el valor $P = 1$ es mayor que $\alpha = 0.05$, así que acepte la hipótesis nula, esta es una serie temporal de no estacionario.

5,10,6 Transferencia a serie temporal de estacionario.

A través de experimentos, construí una variable : $dy=y-2y(-1)+y(-2)$

Resultados de la contraste de D-F:

Null Hypothesis: DY has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.201389	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.711457	
5% level	-2.981038	
10% level	-2.629906	

El valor de $P = 0$ es menor que $\alpha = 0.05$, por lo tanto, rechace la hipótesis nula y acepte la hipótesis alternativa, es decir: después de la transferencia, obtenemos una serie temporal de estacionario.

Tabla 5,8 (De Eviews)
 DY

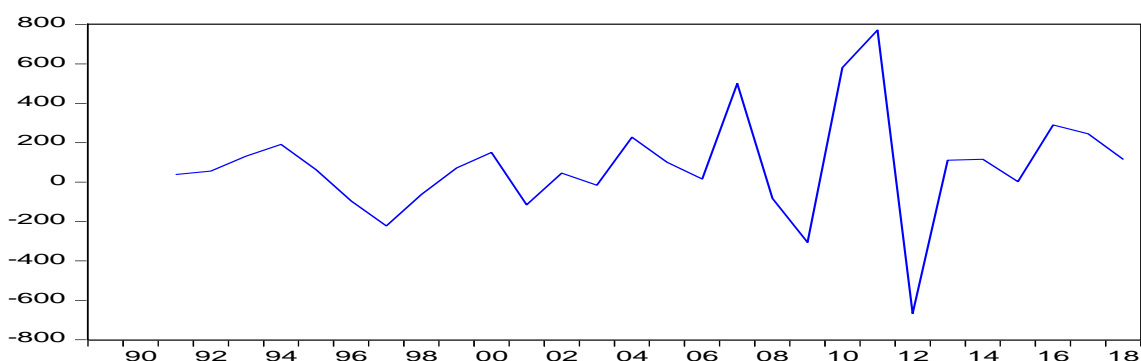


Tabla 5,9 (De Eviews)

Date: 07/08/20 Time: 17:42
 Sample: 1989 2018
 Included observations: 28

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.158	-0.158	0.7782	0.378
		2	-0.445	-0.482	7.1857	0.028
		3	0.261	0.107	9.4721	0.024
		4	0.074	-0.089	9.6616	0.047
		5	-0.185	-0.021	10.910	0.053
		6	0.185	0.169	12.222	0.057
		7	0.063	0.047	12.378	0.089
		8	-0.146	0.065	13.269	0.103
		9	-0.038	-0.096	13.333	0.148
		10	-0.047	-0.195	13.437	0.200
		11	0.116	0.081	14.103	0.227
		12	0.018	-0.074	14.120	0.293

De la figura anterior (tabla 5,9), de acuerdo con el coeficiente de correlación parcial y el coeficiente de autocorrelación (ambos coeficientes son el segundo número más grande, y luego decaen a 0, los dos primeros números son más relevante), por lo tanto elegí los modelos AR (2), MA (2) y ARMA (1,1). Los niveles de consumo en 2007, 2011 y 2012 son relevantes, por lo que se construyen tres variables ficticias para recoger estos valores relevantes (d2007, d2011, d2012)

(d2007 igual que 1 en 2007, y resto años igual que 0. d2011 igual que 1 en 2011, y resto años igual que 0. d2012 igual que 1 en 2012, y resto años igual que 0)

AR(2) modelo :

Dependent Variable: DY

Method: Least Squares

Date: 07/08/20 Time: 18:05

Sample (adjusted): 1993 2018

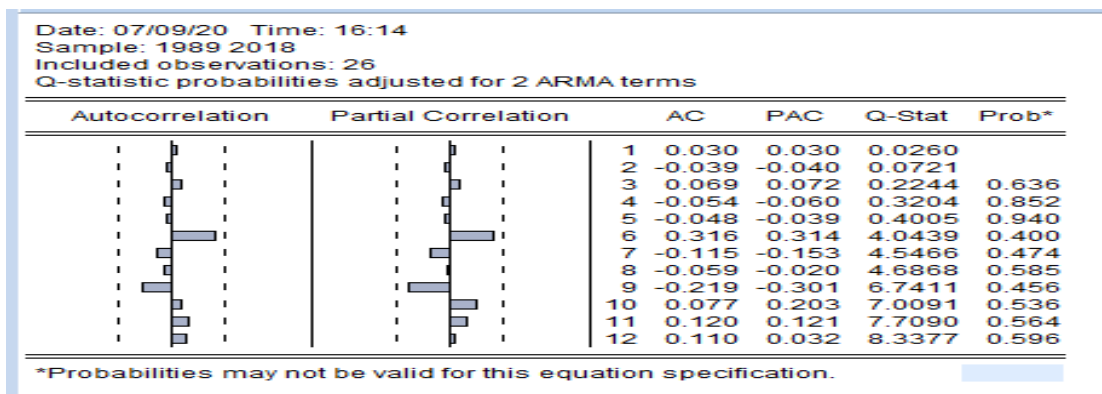
Included observations: 26 after adjustments

Convergence achieved after 22 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	65.39616	30.32984	2.156166	0.0434
D2007	324.1086	189.3013	1.712131	0.1023
D2011	642.1415	240.5139	2.669872	0.0147
D2012	-562.5692	231.4217	-2.430927	0.0246
AR(1)	-0.068256	0.252795	-0.270004	0.7899
AR(2)	-0.313361	0.291309	-1.075702	0.2949
R-squared	0.636651	Mean dependent var	83.34615	
Adjusted R-squared	0.545814	S.D. dependent var	279.9360	
S.E. of regression	188.6582	Akaike info criterion	13.51692	
Sum squared resid	711838.2	Schwarz criterion	13.80725	

Log likelihood	-169.7200	Hannan-Quinn criter.	13.60053
F-statistic	7.008703	Durbin-Watson stat	1.910987
Prob(F-statistic)	0.000624		
<hr/>			
Inverted AR Roots	-.03-.56i	-.03+.56i	
<hr/>			

Tabla 5,10 (De Eviews)

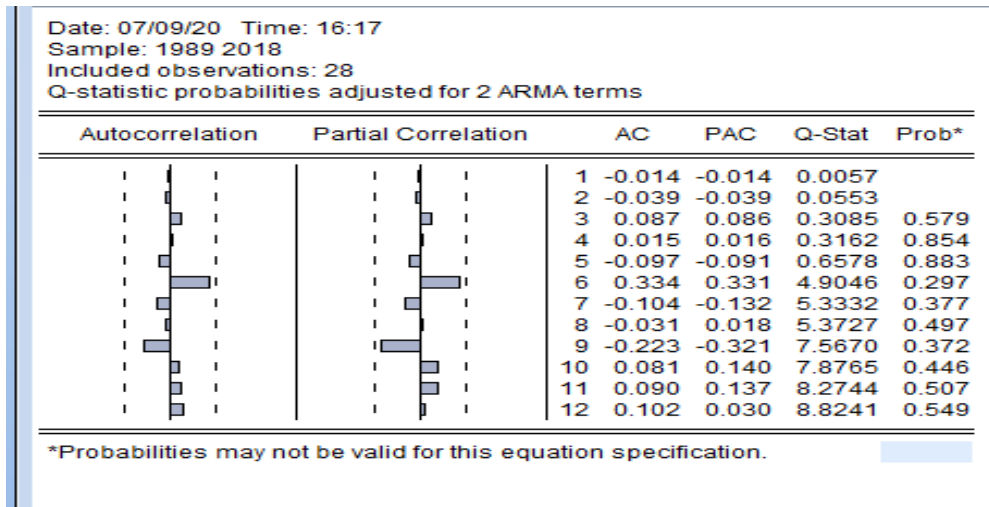


MA(2)

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 07/08/20 Time: 18:08
Sample (adjusted): 1991 2018
Included observations: 28 after adjustments
Convergence achieved after 485 iterations
MA Backcast: 1989 1990

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	61.95631	27.80112	2.228555	0.0364
D2007	331.0508	178.8344	1.851158	0.0776
D2011	625.1802	245.1663	2.550025	0.0183
D2012	-532.9635	230.5454	-2.311751	0.0305
MA(1)	-0.016761	0.268186	-0.062496	0.9507
MA(2)	-0.324969	0.304135	-1.068504	0.2969
R-squared	0.637009	Mean dependent var	80.78571	
Adjusted R-squared	0.554511	S.D. dependent var	269.5425	
S.E. of regression	179.9059	Akaike info criterion	13.41015	
Sum squared resid	712055.3	Schwarz criterion	13.69563	
Log likelihood	-181.7422	Hannan-Quinn criter.	13.49743	
F-statistic	7.721520	Durbin-Watson stat	2.001214	
Prob(F-statistic)	0.000253			
<hr/>				
Inverted MA Roots	.58	-.56		
<hr/>				

Tabla 5,11 (De Eviews)



ARMA(1,1)

Dependent Variable: DY

Method: Least Squares

Date: 07/08/20 Time: 18:09

Sample (adjusted): 1992 2018

Included observations: 27 after adjustments

Convergence achieved after 71 iterations

MA Backcast: OFF (Roots of MA process too large)

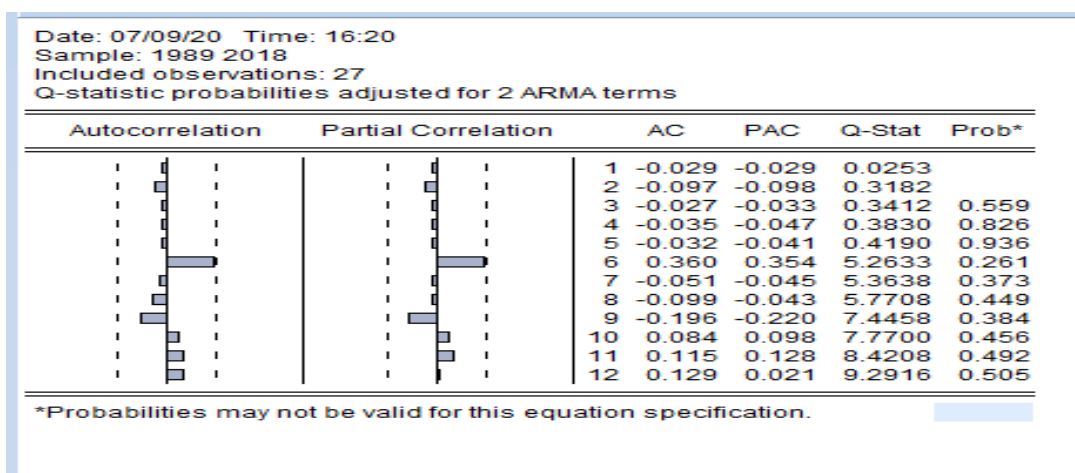
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	85.41652	34.56928	2.470879	0.0221
D2007	418.2491	189.2297	2.210272	0.0383
D2011	686.7754	197.9575	3.469306	0.0023
D2012	-752.3937	196.8065	-3.823012	0.0010
AR(1)	0.678716	0.196709	3.450353	0.0024
MA(1)	-1.473475	0.214858	-6.857904	0.0000

R-squared	0.824204	Mean dependent var	82.33333
Adjusted R-squared	0.782348	S.D. dependent var	274.5503
S.E. of regression	128.0863	Akaike info criterion	12.73642
Sum squared resid	344528.3	Schwarz criterion	13.02438
Log likelihood	-165.9416	Hannan-Quinn criter.	12.82204
F-statistic	19.69139	Durbin-Watson stat	2.046165
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	. 68
Inverted MA Roots	1.47

Estimated MA process is noninvertible

Tabla 5,12 (De Eviews)



Finalmente, se puede ver que los coeficientes de autocorrelación y los coeficientes de autocorrelación parcial de los tres modelos no exceden la banda (tabla 5,10. tabla 5,11. tabla 5,12)

Y prueba L-B ,prueba estadística Q (los valores de P son mayores que $\alpha = 0.05$. Acepte la hipótesis nula, es decir, no hay autocorrelación).

Entonces, compare los datos en los tres modelos anteriores (Akaike info criterion, Schwarz criterion, Hannan-Quinn criter. tres datos de modelo AR(2),MA(2) Y ARMA(1,1)) , Cuanto más pequeños sean los datos, mejor, por lo que el modelo ARMA (1,1) es mejor que los otros dos modelos (AR (2), MA (2)).

5,11 Variables instrumentals :

A partir de la definición del concepto, se puede analizar que x1 y x3 en el modelo son variables exógenas, y x2 es una posible variable endógena.

Primero, encontré dos variables instrumentales z1, z2 para x2.

z1: PIB per cápita

z2: inversión en activos fijos per cápita (comprar una casa,vivienda).

Existe una relación proporcional positiva muy clara entre el PIB per cápita (z1) y la renta disponible per cápita (x2).

En los últimos 20 años, la esperanza de los residentes chinos a comprar casas ha aumentado día a día. Debido a que el entorno económico ha cambiado, cada familia comprará su propia casa. Hace treinta años, las familias chinas eran muy diferentes del presente: todos los miembros de la familia vivían juntos, y los padres, hermanos, esposas e hijos vivían en un patio.

Pero ahora, esta forma de vida está cambiando gradualmente, y cada familia solo tiene padres e hijos viviendo juntos. Por lo tanto, bajo la base de la población china, las personas tienen una gran demanda de compras de viviendas, y existe una fuerte relación lineal entre la inversión en compras de viviendas y la renta disponible per cápita.

Así que elegí estas dos variables (Z1, Z2) como las variables del instrumento de (X2).

Los datos a continuación (tabla 5,13) provienen de la Oficina Nacional de Estadísticas de China

Tabla 5,13 (Los datos de 1989 a 2018.)

z1	z2
1536	391.33
1663	395.07
1912	483.02
2334	689.60
3027	1102.96
4081	1421.94
5091	1652.83
5898	1872.19
6481	2017.46
6860	2276.85
7229	2373.45
7942	2597.20
8717	2915.80
9506	3386.44
10666	4299.92
12487	5421.84
14368	6789.26
16738	8368.19
20494	10393.17
24100	13013.99
26180	16830.18
30808	18769.63
36302	23118.35
39874	27672.35
43684	32798.38
47173	37433.34
50237	40884.01
54139	43860.66
60014	46129.60
66006	46272.34

5,11,1 Test de exogeneidad de Hausman :

Hipótesis nula : H_0 : Utilice el método de estimación de MCO

Hipótesis alternativa : H_1 : Utilice el método de estimación VI

1 Etapa:

Dependent Variable: X2

Method: Least Squares

Date: 07/09/20 Time: 15:14

Sample: 1989 2018

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-532.0285	1636.475	-0.325106	0.7478
X1	-102.7121	42.09318	-2.440113	0.0221
X3	16.96947	17.71414	0.957962	0.3473
Z1	0.305761	0.025546	11.96897	0.0000
Z2	0.136683	0.029773	4.590876	0.0001
R-squared	0.999107	Mean dependent var	9013.277	
Adjusted R-squared	0.998964	S.D. dependent var	8351.180	
S.E. of regression	268.8465	Akaike info criterion	14.17717	
Sum squared resid	1806961.	Schwarz criterion	14.41070	
Log likelihood	-207.6576	Hannan-Quinn criter.	14.25188	
F-statistic	6989.350	Durbin-Watson stat	0.455246	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Después de completar el primera etapa , obtenga el residuo (e1=resid),

2 Etapa:

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 07/09/20 Time: 15:18

Sample: 1989 2018

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	41.13595	997.7958	0.041227	0.9674
X1	-8.731362	22.55480	-0.387118	0.7019
X2	0.863582	0.005097	169.4446	0.0000
X3	1.459851	10.47620	0.139349	0.8903
E1	0.921740	0.126680	7.276147	0.0000
R-squared	0.999524	Mean dependent var	7939.000	
Adjusted R-squared	0.999447	S.D. dependent var	7238.428	
S.E. of regression	170.1490	Akaike info criterion	13.26224	
Sum squared resid	723767.0	Schwarz criterion	13.49577	
Log likelihood	-193.9336	Hannan-Quinn criter.	13.33695	
F-statistic	13114.78	Durbin-Watson stat	1.600368	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Los resultados muestran que e_1 es significativo (el valor de $P = 0$ es menor que $\alpha = 0.05$), por lo tanto, rechace la hipótesis nula H_0 : Utilice el método de estimación de MCO, acepte hipótesis alternativas H_1 : Usando el método de estimación VI. En otras palabras, X_2 es una variable endógena, y necesitamos usar el método de la variable instrumento (VI) para estimar.

5,11,2 Validez de los instrumentos :

Hipótesis nula : H_0 : Los instrumentos son exógenas

Hipótesis alternativas : H_1 : Los instrumentos no son exógenas

Estadísticas : $J = m \cdot F \rightarrow X^2(q)$,

En mi modelo $m = 2$, $q = 2 - 1 = 1$. Calcule F a continuación.

Dependent Variable: Y
 Method: Two-Stage Least Squares
 Date: 07/09/20 Time: 15:25
 Sample: 1989 2018
 Included observations: 30
 Instrument specification: X1 X3 Z1 Z2
 Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	41.13595	1728.545	0.023798	0.9812
X1	-8.731362	39.07311	-0.223462	0.8249
X2	0.863582	0.008829	97.81121	0.0000
X3	1.459851	18.14858	0.080439	0.9365
R-squared	0.998513	Mean dependent var	7939.000	
Adjusted R-squared	0.998342	S.D. dependent var	7238.428	
S.E. of regression	294.7599	Sum squared resid	2258968.	
F-statistic	5804.591	Durbin-Watson stat	0.328715	
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	6483228.	
J-statistic	0.087538	Instrument rank	5	
Prob(J-statistic)	0.767331			

Después de estimar el modelo de acuerdo con el método de estimación VI, obtenemos $ee_1 = \text{resid}$.

Dependent Variable: EE1
 Method: Least Squares
 Date: 07/09/20 Time: 15:28
 Sample: 1989 2018
 Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	143.8215	1826.659	0.078735	0.9379
Z1	0.008248	0.028515	0.289259	0.7748
Z2	-0.009651	0.033233	-0.290414	0.7739
X1	7.518310	46.98509	0.160015	0.8742
X3	-2.089096	19.77280	-0.105655	0.9167
<hr/>				
R-squared	0.003367	Mean dependent var	-6.82E-13	
Adjusted R-squared	-0.156094	S.D. dependent var	279.0975	
S.E. of regression	300.0908	Akaike info criterion	14.39706	
Sum squared resid	2251362.	Schwarz criterion	14.63059	
Log likelihood	-210.9559	Hannan-Quinn criter.	14.47177	
F-statistic	0.021114	Durbin-Watson stat	0.304529	
Prob(F-statistic)	0.999068			

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.042228	(2, 25)	0.9587
Chi-square	0.084456	2	0.9587

Null Hypothesis: C(2)=0,C(3)=0

Obtene $F=0.042228$

$J = m \cdot F = 2 \cdot 0.042228 = 0.084456$, la tabla de distribución X^2 muestra que cuando el grado de libertad es 1 y el nivel de significancia es igual a 0.05, el valor crítico = 3.84.

0.084456 menor que 3.84 (El valor $P = 0.9587$ es mayor que $\alpha = 0.05$) Entonces, acepte la hipótesis nula : H_0 : Los instrumentos son exógenas. En otras palabras: Z1, Z2 se pueden usar como variables de instrumento de X2.

5,12 valor futuro predicción

Según los datos de 2019 publicados en la red del gobierno chino de la siguiente manera:

X1: Tasa de interés de depósito = 1.5. X2: Renta disponible per cápita = 30733.
X3: Índice de precios al consumidor = 102.9. Z1: PIB per cápita = 70892. Z2:
Inversión en activos fijos per cápita (comprar una casa) = 50133.27

Dependent Variable: Y
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 07/10/20 Time: 13:39
Sample: 1989 2018
Included observations: 30

Instrument specification: X1 X3 Z1 Z2
 Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	41.13595	1728.545	0.023798	0.9812
X1	-8.731362	39.07311	-0.223462	0.8249
X2	0.863582	0.008829	97.81121	0.0000
X3	1.459851	18.14858	0.080439	0.9365
R-squared	0.998513	Mean dependent var	7939.000	
Adjusted R-squared	0.998342	S.D. dependent var	7238.428	
S.E. of regression	294.7599	Sum squared resid	2258968.	
F-statistic	5804.591	Durbin-Watson stat	0.328715	
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	6483228.	
J-statistic	0.087538	Instrument rank	5	
Prob(J-statistic)	0.767331			

Se puede predecir de la tabla anterior que $YF = 26718,73$ (el valor predicho del nivel de consumo per cápita en 2019).

5.13 La importancia económica del modelo:

Usando la estimación de mínimos cuadrados en dos etapas, se puede obtener la siguiente ecuación:

$$Y_t = 41.1359540863 - 8.73136199362 * X1_t + 0.863582371063 * X2_t + 1.45985129872 * X3_t$$

El coeficiente antes de X1 indica que entre 1989 y 2018 (rango de muestra), otras variables permanecen sin cambios. En promedio, por cada aumento del 1% en la tasa de interés de depósito, el nivel de consumo per cápita disminuyó en 8.73136 yuanes. De manera similar, el coeficiente frente a X2 indica que si otras variables permanecen sin cambios, la renta disponible per cápita aumenta en 1 yuan, el nivel de consumo de los residentes aumentará en 0.86358 yuan. El coeficiente frente a X3 indica que por cada aumento del 1% en el índice de precios al consumidor, el nivel promedio de consumo de los residentes aumenta en 1.459985.

5.14 Resumen del modelo de prueba:

Según el análisis anterior, el modelo se ajusta bien. El conjunto de X1, X2 y X3 tiene un efecto significativo en Y (nivel de consumo). El modelo tiene buena capacidad predictiva. La forma funcional del modelo es no lineal, Solo a través de prueba y error continuos podemos encontrar la forma de función más adecuada. Tomando 2000 como límite, la estructura del modelo es inestable, lo que se debe a muchas otras razones (razones de política gubernamental, cambios en los actitudes de consumo del pueblo chino). Las perturbaciones

aleatorias son normales. Se puede considerar que no hay multicolinealidad en el modelo. En el nivel de significancia $\alpha = 0.05$, se puede considerar que el modelo no tiene heterocedasticidad. Hay un fenómeno de autocorrelación entre perturbaciones aleatorias (se estima que AR (2) es mejor), y el fenómeno de autocorrelación de perturbaciones puede eliminarse. Y es una serie temporal de no estacionario (se estima que ARMA (1, 1) es mejor). X2 tiene dos variables de instrumento z1 y z2, z1: PIB per cápita, z2: inversión en activos fijos per cápita (compra de una casa, vivienda).

6. RESUMEN (recomendaciones de política)

6.1

La renta disponible per cápita y el gasto en consumo final tienen una estricta correlación positiva. El aumento del PIB de China ha impulsado la mejora del nivel de vida de las personas y ha promovido aún más la expansión de la demanda de los consumidores. El consumo, la inversión y las exportaciones netas son factores importantes que impulsan el desarrollo económico. Como fuerza de demanda, el consumo tiene un efecto estimulante sobre el crecimiento económico. Esto ha formado un círculo virtuoso entre la demanda del consumidor y el crecimiento económico. Por lo tanto, para aumentar el consumo, la clave es promover el crecimiento del PIB para aumentar los ingresos de las personas. Con este fin, el país debe desarrollar fuerzas productivas, centrarse en la construcción económica y tomar activamente las medidas correspondientes para promover un desarrollo económico sólido y rápido. Al mismo tiempo, debe cooperar con las políticas relevantes para cultivar y guiar a los residentes para formar una conciencia de consumo correcta y establecer un concepto de consumo saludable, científico y ecológico.

6.2

El aumento de los ingresos de los residentes es la clave. Tanto la teoría económica como los modelos de consumo de residentes muestran que para estimular el consumo, lo más importante es aumentar los niveles de ingresos de los residentes, especialmente para aumentar el ingreso disponible de los residentes, lo que aumenta la confianza de las personas en el futuro. Para aumentar el ingreso disponible per cápita de los residentes, primero debemos establecer un mecanismo perfecto de formación de remuneración laboral para aumentar en gran medida la proporción de la remuneración laboral en la distribución inicial. En segundo lugar, en el proceso de redistribución, los ingresos de los residentes en el proceso de redistribución deben aumentarse al reducir la brecha de ingresos, aumentar el gasto fiscal del gobierno en el campo de los bienes públicos y mejorar la seguridad social y el sistema de bienestar social. Solo el aumento en el ingreso disponible per cápita de los residentes puede promover el gasto de consumo per cápita de los residentes, la promoción del crecimiento económico sostenible y el ajuste final de la estructura del crecimiento económico.

6.3

Maneje adecuadamente la relación entre el consumo y el ahorro, y solo manteniendo una relación equilibrada y coordinada entre el ahorro y el

consumo, la economía puede lograr estabilidad. Si la gente usa demasiado dinero para ahorrar, inhibirá el aumento del consumo hasta cierto punto, pero estimular el consumo no significa no ahorrar, o es necesario mantener los ahorros adecuados para satisfacer las necesidades futuras de varios fondos. Por lo tanto, esto requiere que el estado tome medidas activas y efectivas para guiar a los residentes a formar hábitos de consumo científicos y un comportamiento de ahorro razonable.

6.4

A partir de este modelo, se puede ver que el índice de consumo de precios al consumidor (IPC) se ha convertido en un factor importante que influye en el gasto de consumo de los hogares, por lo tanto, para aumentar el consumo, es necesario evitar una inflación excesiva y mantener la estabilidad de precios. Con la mejora continua del sistema de mercado y la transformación del modo de crecimiento económico, la influencia mutua y la interacción entre ambos están aumentando. Por lo tanto, para evitar que el precio suba demasiado rápido, discuta varios factores nacionales y extranjeros que afectan el aumento del precio e intente lograr factores importantes controlables y medibles. Al mismo tiempo, el gobierno debería reducir especialmente el impacto negativo de los aumentos de precios excesivamente rápidos en la vida de los residentes de bajos ingresos, y mejorar efectivamente el sustento de las personas. Cuando el precio aumenta significativamente y el impacto en las vidas de los grupos de bajos ingresos es mayor, se debe adoptar un ajuste oportuno de los estándares de seguridad social. , La provisión de subsidios temporales y otras medidas para garantizar que los niveles de vida de los grupos de bajos ingresos no se reduzcan debido al aumento de los precios.

7. BIBLIOGRAFÍA

<http://www.stats.gov.cn/>

“Oficina Nacional de Estadística de China”

John Maynard Keynes, 1936: “Teoría general del empleo, el interés y la moneda” Prensa comercial Beijing

Material Docente de ECONOMETRIA 1 ,.Curo 2018-2019

“Material Docente en la Universidad de Valladolid, Grado en Economía”

Material Docente de ECONOMETRIA 2 , Curo 2018-2019

“Material Docente en la Universidad de Valladolid, Grado en Economía”

<http://www.lunwenup.com/guanlixuelunwenfw/41164.html>

“La política de consumo actual de China”

8. APÉNDICE (datos no utilizados en el estudio)